■論　　文

地域銀行のキャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当金に及ぼす影響

梅澤　俊浩
（龍谷大学）

要　旨

本研究は，日本の地域銀行を分析対象として，要管理先と破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当がそれらの貸倒引当率に及ぼす影響の分析を行った。分析結果は，要管理先について，キャッシュ・フロー見積法による引当の実施銀行は，その非実施銀行に比して，貸倒引当率が高いことを示唆している。よって，要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当は，一般貸倒引当金の適時性の向上に寄与すると考えられる。

キーワード：地域銀行，貸倒引当金，総括引当法，個別引当法，キャッシュ・フロー見積法

1　はじめに

銀行の流動性供給者，かつ，効率的な資源配分者としての役割は，銀行の貸借対照表を特殊なものにしている（例えば，Bushman, 2016）。そのため，投資家，預金者や監督当局といった利害関係者は，資産内容の実態を正確かつ客観的に示す貸借対照表が開示されることを求めている。しかし，銀行は，金融仲介機能を発揮することによって，不透明かつ検証可能性の乏しいリスクを負担しているため，銀行の貸借対照表上の資産価値の透明性は低いものとならざるを得ない（例えば，Rajan, 1998; Boot, 2000; Bushman, 2016）。そこで，銀行は，情報生産機能と分散投資を通じて，与信ポートフォリオのリスクの削減を行っているが，それでも残るリスクについては，銀行自らが総与信に対して資産査定を実施し，信用リスクに見合う貸倒引当金を算定することとなっている。

日本の貸倒引当金は，主として一般貸倒引当金と個別貸倒引当金から構成されている。一般貸倒引当金は，信用リスクが僅少な債務者を対象にして，貸倒実績率等を使って，総括的に算定がなされる。他方で，個別貸倒引当金は，信用リスクが顕在化した債務者を対象にして，債務者別に算定がなされる。そして，それらの合計額が貸倒引当金として貸借対照表に表示される。しかし，もし貸倒引当金がキャッシュ・フローの回収可能性の悪化という経済実態を捉えていなければ，貸借対照表は資産内容の実態を正確かつ客観的に示すことができない。よって，銀行において適時適切な引当が行われているかは検討すべき課題である。

本研究の問題意識は，キャッシュ・フロー見積法[1)]による引当が貸倒引当金を増加させるか否かで

ある。地域銀行の要管理先に対する標準的な引当方法は貸倒実績率法である。しかし，要管理先に対する貸倒実績率法による引当は，特に，景気後退局面において，少なすぎて遅すぎるという問題を抱えている。日本では，2000 年度（2001 年 3 月期）から，要管理先と破綻懸念先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行うことも認められている。要管理先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行えば，要管理先に区分された段階で，将来発生する可能性の高い損失が先送りされずに計上され，貸借対照表上に貸出債権の減損が表面化されると期待されるものの，筆者の知る限り，その引当方法が貸倒引当金に及ぼす影響の分析は行われていない。そこで，本研究は，地域銀行を分析対象として，キャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当金に及ぼす影響を分析する。

日本の自己査定と償却・引当の特徴は，自己査定の債務者区分ごとに貸倒引当金の種類と見積方法が定まっている点にある（梅澤，2018）。さらに，リスク管理債権と金融再生法開示債権によって，自己査定の債務者区分の債権額に近似する債権額が開示されている。そのため，日本の設定においては，各債務者区分の貸倒引当率（＝貸倒引当金 / 引当対象債権）を推定できる。しかし，地域銀行を対象とした先行研究（例えば，梅澤，2015; 梅澤，2016; 高須・中野，2016; 高須，2018）において，暗黙的にあるいは明示的に，要管理先と破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当がそれらの貸倒引当率に及ぼす影響は考慮されていない。そこで，本研究は，キャッシュ・フロー見積法による引当が，⑴要管理先の貸倒引当率に及ぼす影響と，⑵破綻懸念先の貸倒引当率に及ぼす影響のそれぞれを分析する。

分析結果は，要管理先について，大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行っている地域銀行は，貸倒実績率法等の総括引当法による引当のみの地域銀行に比して，貸倒引当率が高い，ということを示唆している。つまり，要管理先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行えば，要管理先に区分された段階で，将来発生する可能性の高い損失が先送りされずに計上され，貸借対照表上に貸出債権の減損が表面化される。よって，要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当は，与信ポートフォリオ内の貸出債権の減損をよりタイムリーに表面化させるという意味において，一般貸倒引当金の適時性を向上させると考えられる。

本研究の貢献は，日本の地域銀行を分析対象として，⑴要管理先と破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法の適用・引当状況を調査し，⑵キャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当率に及ぼす影響をはじめて分析した点にある。これまで特定の債務者区分に対するキャッシュ・フロー見積法による引当とその貸倒引当率の関係は明らかにされていなかった。本研究の調査結果と実証結果は将来の銀行会計の制度設計の検討に役立つことが期待される。

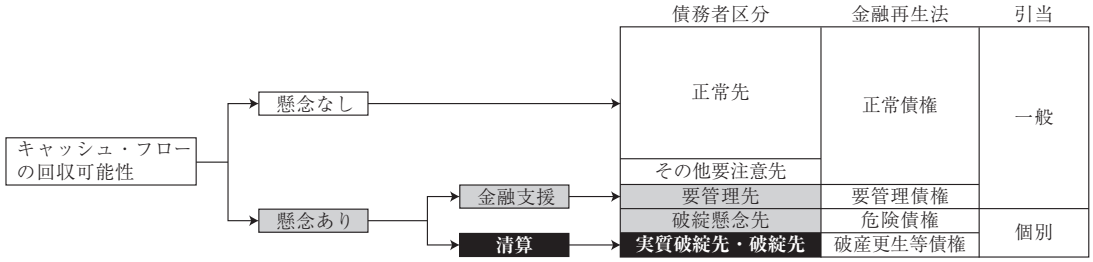
本論文の構成は次のとおりである。はじめに，第 2 節において日本の償却・引当制度を概説したうえで，仮説を設定する。第 3 節においてリサーチデザインを説明し，第 4 節において分析結果を報告する。最後に，第 5 節において要約と今後の展望をまとめる。

2　日本の償却・引当制度と仮説

2.1　貸倒引当金の算定方法

日本の償却・引当制度の特徴は，債務者区分ごとに貸倒引当金の種類と引当方法が定まっている点にある（梅澤，2018）。図 1 は，与信管理と自己査定の債務者区分との対応関係を示している。⑴元

図１　銀行の与信管理と債務者区分との関係



（注）１．債務者区分は自己査定の債務者区分を、金融再生法は金融再生法開示債権の区分を示している。なお、自己査定の債務者区分は非開示である一方で、金融再生法開示債権は開示が行われている。
２．引当は貸倒引当金を示しており、一般は一般貸倒引当金、個別は個別貸倒引当金である。なお、一般貸倒引当金と個別貸倒引当金については、各債務者区分の金額は開示されておらず総額のみが開示されている。
出所：筆者作成

本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のない債務者は「正常先」あるいは「その他要注意先」に，(2)元本と利息のキャッシュ・フローの回収可能性に懸念のある債務者は「要管理先」あるいは「破綻懸念先」に，(3)元本と利息のキャッシュ・フローの回収を期待できない債務者は「実質破綻先」あるいは「破綻先」にそれぞれ区分される。銀行は，信用リスクが僅少なうちは与信ポートフォリオで一元的に与信管理を行うが，破綻懸念先以下に下位遷移すると，デフォルトとみなして，与信ポートフォリオから分離して，別建てで個別に与信管理を行う[2)]（例えば，日本銀行，2001; 日本銀行金融機構局，2005）。

1997 年度（1998 年 3 月期）以降，与信ポートフォリオを構成する，正常先，その他要注意と要管理先については，債務者区分ごとに貸倒実績率法等の総括引当法で一般貸倒引当金を算定する。他方で，個別に与信管理を行う破綻懸念先については，債務者ごとに，担保・保証等でカバーされていない未保全部分に対して，個別引当法[3)]で個別貸倒引当金を算定する。また，実質破綻先・破綻先については，担保評価額まで簿価を切り下げるため，担保・保証等でカバーされていない未保全部分のすべてに対して個別貸倒引当金を設定するか，あるいは直接償却することになる（日本公認会計士協会，1997; 全国銀行協会連合会，1998a; 金融監督庁，1999）。

金融支援を受けて要管理先あるいは破綻懸念先に区分された債務者については，今後も事業の継続が前提となっているため，適時適切なリスク管理が必要である。要管理先の与信ポートフォリオ内にはすでに減損している債務者が混在している可能性が高いと考えられる。例えば，「正常先の下位区分から要注意先上位区分にかけて残高が集中する傾向にあり，正常先の下位区分から要管理先にかけては，デフォルト率が急激に上昇するケースが多い」（日本銀行，2001）とされる。しかし，要管理先に対する標準的な引当方法は貸倒実績率法等の総括引当法である。貸倒実績率法による引当では，過去の貸倒償却等毀損額に基づいて見積もられた貸倒実績率に，当期の債権総額が乗じられることによって，与信ポートフォリオの平均的な予想損失額が算定され，その金額が一般貸倒引当金として計上される。この予想損失額は，積極的な意味を付すとすれば，「経験的な裏づけを有する額」といったところであろう。そのため，要管理先内には，債務者単位でみると，過小引当となっている債務者が存在すると考えられる。さらに，要管理先に対する貸倒実績率法等の総括引当法による引当は，景気後退局面において，クレジット・サイクルを捕捉できない（例えば，日本銀行金融機構局，2017）といった問題を抱えている。つまり，景気後退局面において，少なすぎて遅すぎる（too little,

too late）のである[4]。よって，破綻懸念先以下に下位遷移して個別管理になった際にはじめて問題債務者の引当不足が露見して，与信管理が後手に回ってしまう可能性がある（梅澤，2018）。

他方で，破綻懸念先では個別に与信管理が行われ，担保・保証等によってカバーされていない未保全部分に対して必要と認める額が計上される[5]。その必要額の目安として，例えば，金融再生委員会（1999）は，その未保全部分に対して70％という数値を設定している。よって，破綻懸念先については，債務者ごとに適時適切な引当が行われていると考えられる。

2.2　キャッシュ・フロー見積法

キャッシュ・フロー見積法とは，特定の債務者の期待キャッシュ・フローを当初約定利子率によって割り引いた回収可能額[6]と貸出債権の帳簿価額との差額（減損損失）を，当該債務者の貸倒引当金とする方法である。この貸倒引当金は「合理的かつ客観的な証拠による裏付けを有する額」といえる。要管理先と破綻懸念先については，「金融機能の再生のための緊急措置に関する法律（以下，金融再生法）」（1998年10月16日）を受けて，2000年度（2001年3月期）からキャッシュ・フロー見積法の適用が容認されていた（日本公認会計士協会，1999）が，実際の適用は細則がなかったこともあって限定的であった（日本銀行，2003）。主要行では東京三菱銀行と三菱信託銀行，地域銀行では横浜銀行が，2000年度からキャッシュ・フロー見積法を適用している。その後，「金融再生プログラム―主要行の不良債権問題解決を通じた経済再生―」（金融庁，2002）を受けて，会計基準設定者と監督当局の双方において細則が整備されている（日本公認会計士協会，2003abc; 金融庁，2003）。2002年度（2003年3月期）から，主要行については要管理先と破綻懸念先の両方に対して原則的に適用されている一方で，中小・地域金融機関の適用は任意とされている[7]。

2.1の議論を踏まえると，キャッシュ・フロー見積法は，破綻懸念先よりも，要管理先に対して効果を発揮すると考えられる。要管理先では，総括引当法によって，与信ポートフォリオの平均的な予想損失額が算定されるため，債務者単位でみると，過小引当となっている債務者が存在すると考えられる。そこで，要管理先に対してキャッシュ・フロー見積法が適用されると，各銀行が定める償却・引当方針に該当する大口債務者の要管理先への下位遷移が個別管理と減損測定のトリガーとなり，キャッシュ・フロー見積法によって当該大口債務者の減損損失が測定される。このように，要管理先の段階（減損の発生時点）で，当該大口債務者の減損損失に見合う額を引き当てておけば，当該大口債務者が破綻懸念先に下位遷移しても，そのときになってはじめて大口の問題債務者の引当不足が露見するという事態を回避できる。よって，要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法の適用は，要管理先に区分された段階で，将来発生する可能性が高い損失を先送りせずに計上し（例えば，田中，1995; 田中，1997），貸借対照表上に貸出債権の減損をよりタイムリーに表面化させると期待される。

他方で，破綻懸念先では，キャッシュ・フロー見積法を適用しなくても，担保・保証等によってカバーされていない未保全部分に対して必要と認める額が計上されるため，債務者ごとに適時適切な引当が行われていると考えられる。そのため，破綻懸念先に対してキャッシュ・フロー見積法を適用する効果については，要管理先ほど明確に予測することはできない。

2002年度の適用初年度に，主要行の要管理先の貸倒引当率が大幅に高まった（例えば，日本経済新聞，2003a）ことから，キャッシュ・フロー見積法の適用は貸倒引当率の増加に寄与したとの解釈もある（例えば，宮内，2015）。しかし，梅澤（2018）によると，2000年度から適用していた東京三菱銀行と三菱信託銀行の要管理先の貸倒引当率についても，2002年度に上昇がみられる。また，破綻懸

念先について，東京三菱銀行の貸倒引当率は上昇している一方で，三菱信託銀行の貸倒引当率は低下している。そのため，これらの主要行の事例から，要管理先と破綻懸念先の両方について，キャッシュ・フロー見積法の適用は貸倒引当率の上昇に寄与する，と結論付けることはできない[8)]。よって，キャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当金に及ぼす影響は実証すべき課題である。

2.3　地域銀行のキャッシュ・フロー見積法の適用・引当状況

中小･地域金融機関については，実質的に自己査定と償却･引当の厳格化は猶予されたかたちになっており，キャッシュ・フロー見積法の適用は任意とされている[9)]。しかし，地域銀行のキャッシュ・フロー見積法の適用に関する統計やデータベースが存在しない[10)]ため，(1)実際の適用状況と，(2)その適用が貸倒引当金に及ぼす影響については明らかにされていない。そこで，各地域銀行の有価証券報告書の【重要な会計方針】の「引当金の計上基準」の記載内容に基づいて，キャッシュ・フロー見積法の適用状況の調査を行った。**表 1** は，有価証券報告書の【重要な会計方針】において，要管理先あるいは破綻懸念先に対して「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」という旨の記載が初めて記載された年度を示している。表 1 をみると，キャッシュ・フロー見積法の適用行数は増加傾向にある。要管理先と破綻懸念先の両方を同じ年度に適用した地域銀行が 31 行，はじめに一方を適用してからその翌年度以降にもう一方も適用した地域銀行が 6 行ある。残りの 15 行はいずれか一方のみを適用しており，合計すると 2016 年度までの適用行数は 52 行である。

キャッシュ・フロー見積法の適用銀行は，毎期，キャッシュ・フロー見積法によって引当を行っていると想定される。しかし，適用行の【重要な会計方針】において，「キャッシュ・フロー見積法に

表 1　地域銀行のキャッシュ・フロー見積法の適用状況

適用初年度	銀行名	適用先	適用初年度	銀行名	適用先	適用初年度	銀行名	適用先
2000	横浜	Both	2005	八千代	破綻懸念先	2011	静岡	Both
2002	千葉	Both	2005	群馬	要管理先	2011	京都	要管理先
2002	近畿大阪	Both	2005	山梨中央	要管理先	2011	大光	Both
2002	福岡	Both	2005	京都	破綻懸念先	2011	南日本	Both
2002	鹿児島	要管理先	2005	四国	要管理先	2012	七十七	Both
2002	富山第一	Both	2005	中京	Both	2012	東京都民	Both
2003	八千代	要管理先	2005	福岡中央	Both	2012	広島	破綻懸念先
2003	岩手	要管理先	2006	福井	Both	2012	東日本	Both
2003	第四	Both	2006	熊本ファミリー	Both	2013	北海道	Both
2003	広島	要管理先	2007	十六	破綻懸念先	2013	秋田	破綻懸念先
2003	大分	Both	2007	山陰合同	Both	2013	常陽	Both
2003	沖縄	Both	2007	親和	Both	2013	北陸	Both
2003	茨城	要管理先	2007	神奈川	破綻懸念先	2013	十六	要管理先
2003	高知	要管理先	2007	長崎	Both	2013	中国	Both
2003	福岡シティ	要管理先	2008	北國	破綻懸念先	2013	福島	要管理先
2004	八十二	Both	2008	十八	要管理先	2013	豊和	Both
2004	三重	Both	2009	スルガ	Both	2015	福邦	破綻懸念先
2004	泉州	要管理先	2009	神奈川	要管理先	2016	東和	破綻懸念先
2004	高知	破綻懸念先	2010	みちのく	要管理先			
2004	西日本シティ	Both	2010	北日本	Both			

(注) Both は要管理先と破綻懸念先の両方に対してキャッシュ・フロー見積法を適用していることを示している。
出所：各行の有価証券報告書に基づいて筆者作成

より引き当てている」という旨の記載が一時的にない場合や複数年度連続して記載されていない場合がある。その理由は記されていなかったが，唯一の例外として，長崎銀行の 2007 年度の有価証券報告書には，「キャッシュ・フロー見積法により引き当てることとしておりますが，当事業年度は該当ありません。」と記載されている。このことから，キャッシュ・フロー見積法を適用していても，実際には，該当する融資先[11]が存在しなければ，キャッシュ・フロー見積法による引当は行われないことが明らかとなった。キャッシュ・フロー見積法を適用した銀行は必ずそれによる引当を行っていると想定されていたため，これは想定外の結果であった。そこで，本研究は，【重要な会計方針】において，要管理先（破綻懸念先）について「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」という旨の記載がある場合のみを，「キャッシュ・フロー見積法による引当」が行われているものとみなして，「キャッシュ・フロー見積法による引当」が貸倒引当金に及ぼす影響を検証する。

2.4 仮　説

本研究の問題意識は，要管理先（破綻懸念先）について，キャッシュ・フロー見積法による引当が，そうでないときに比して，その貸倒引当金に影響を及ぼすか否かである。**2.3** の議論に基づくと，要管理先について，キャッシュ・フロー見積法による引当は貸倒引当金を増加させると予測される。他方で，破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当の効果について，要管理先ほど明確に予測することはできないものの，キャッシュ・フロー見積法の機能を明らかにするためには，要管理先と破綻懸念先の両方について分析を行う必要があると考えられる。

また，資産査定と償却･引当の結果は，公認会計士による外部監査を経て，金融庁の金融検査によってその正確性が評定される。「預金等受入金融機関に係る検査マニュアル」（以下，金融検査マニュアル）によると，キャッシュ・フロー見積法による事前の算定額と事後的な実現額の比較を行うバックテストや，キャッシュ・フロー見積法による算定額と貸倒実績率法による算定額との比較も行うことによって，貸倒引当金の総額の適切性を検証することとなっている。そのため，よほどの合理性がない限り，キャッシュ・フロー見積法による算定額は，それ以外の引当方法による算定額と同等かそれ以上である（例えば，間下，2003）と考えられる[12]。よって，本研究は，要管理先と破綻懸念先について，次の帰無仮説を設定する。

仮説1：要管理先について，キャッシュ・フロー見積法による引当を行っている地域銀行とそれ以外の地域銀行の貸倒引当率は等しい。

仮説2：破綻懸念先について，キャッシュ・フロー見積法による引当を行っている地域銀行とそれ以外の地域銀行の貸倒引当率は等しい。

3　リサーチデザイン

3.1　実証モデル

本研究は，要管理先と破綻懸念先の貸倒引当率に焦点を当てるため，貸倒引当金繰入額（フロー）ではなく，貸倒引当金（ストック）の実証モデルを構築して分析を行う。自己査定の各債務者区分の

債権額は非開示であるため，本研究は，図 1 に基づいて，自己査定の債権額の代理変数として，金融再生法開示債権を採用する。自己査定の「正常先･その他要注意先」,「要管理先」,「破綻懸念先」,「実質破綻先･破綻先」はそれぞれ金融再生法開示債権の「正常債権（$NPL0_{it}$）」,「要管理債権（$NPL1_{it}$）」,「危険債権（$NPL2_{it}$）」,「破産更生等債権（$NPL3_{it}$）」に対応する。そのため, 一般貸倒引当金モデルは, (1)式のように, 一般貸倒引当金（$GLLA_{it}$）を被説明変数, 正常債権（$NPL0_{it}$）および要管理債権（$NPL1_{it}$）を説明変数とする線型関数として記述される。$NPL0_{it}$ の係数は正常先・その他要注意先の貸倒引当率に，$NPL1_{it}$ の係数は要管理先の貸倒引当率に相当する [13]。他方で，個別貸倒引当金モデルは，(2)式のように，個別貸倒引当金（$SLLA_{it}$）を被説明変数，危険債権（$NPL2_{it}$）と破産更生等債権（$NPL3_{it}$）を説明変数とする線型関数として記述される。$NPL2_{it}$ の係数は破綻懸念先の貸倒引当率，$NPL3_{it}$ の係数は実質破綻先・破綻先の貸倒引当率に相当する。

本研究は, 有価証券報告書の【重要な会計方針】において, 要管理先（破綻懸念先）について「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」という旨の記載がある場合には 1，その旨の記載がない場合には 0 をとる $CFM1_{it}$（$CFM2_{it}$）を採用する [14]。本研究の目的は，キャッシュ・フロー見積法による引当が, (1)式の $NPL1_{it}$ の係数と(2)式の $NPL2_{it}$ の係数に及ぼす影響を分析することである。そのため, (1)式には $NPL1_{it}$ と $CFM1_{it}$ の交差項（$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$）を, (2)式には $NPL2_{it}$ と $CFM2_{it}$ の交差項（$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$）を含めている。$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$（$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$）の係数が有意に正であれば, 要管理先（破綻懸念先）について，キャッシュ・フロー見積法による引当を行っている銀行は，それによる引当を行っていない銀行に比して，貸倒引当率が高い，ということを示唆している。なお，本研究は，交差項の係数によってキャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当率に及ぼす影響を測定する設計となっているため，$CFM1_{it}$ の係数と $CFM2_{it}$ の係数については明確な予測を行うことはできない。

$$GLLA_{it}=\alpha_0+\alpha_1 NPL0_{it}+\alpha_2 NPL1_{it}+\alpha_3 CFM1_{it}+\alpha_4 NPL1_{it}\times CFM1_{it}+\alpha_5 NPL2_{it}+\alpha_6 NPL3_{it}+\alpha_7 COLL_{it}+\alpha_8 SIZE_{it-1}+\alpha_9 BUF_{it-1}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$SLLA_{it}=\beta_0+\beta_1 NPL2_{it}+\beta_2 CFM2_{it}+\beta_3 NPL2_{it}\times CFM2_{it}+\beta_4 NPL3_{it}+\beta_5 NPL0_{it}+\beta_6 NPL1_{it}+\gamma_7 COLL_{it}+\beta_8 SIZE_{it-1}+\beta_9 BUF_{it-1}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

さらに，与信ポートフォリオの構成をコントロールするために，(1)式には $NPL2_{it}$ および $NPL3_{it}$ を，(2)式には $NPL0_{it}$ および $NPL1_{it}$ を含める [15]（梅澤 , 2016）。(1)式と(2)式において，$NPL0_{it}$ の係数については明確な予測を行うことはできないが, $NPL1_{it}$, $NPL2_{it}$ と $NPL3_{it}$ の係数はいずれも正と予測される。また, (1)式と(2)式に共通のコントロール変数として，まず，担保･保証等（$COLL_{it}$）を含めている [16]（高須・中野，2016）。$COLL_{it}$ の係数は負と予測される。次に，規模の影響をコントロールするために期首の総資産の自然対数（$SIZE_{it-1}$）を採用する。なお，$SIZE_{it-1}$ の係数については明確な予測を行うことはできない。最後に，財務の健全性の指標として，資本バッファー（BUF_{it-1}）を採用する。BUF_{it-1} は期首の規制自己資本比率から最低所要自己資本比率（国際基準行は 0.08，国内基準行は 0.04）を差し引いている。自己資本比率の低い銀行の経営者は，自己資本比率を高めるために，一般貸倒引当金繰入額を増加させるインセンティブを持つとされる [17]（例えば，梅澤，2016）。そのため，BUF_{it-1} の係数は，(1)式では負と予測されるが，(2)式では明確な予測を行うことはできない。

これらの変数の詳細な定義は**表２**にまとめてある。なお，本研究は，(1)式と(2)式をそれぞれ Pooled 回帰モデル，固定効果モデルと変量効果モデルによって推定 [18] したうえで，F 検定，Sargan-Hansen 検定 [19]，Breusch-Pagan 検定によって，モデルの優先順位を決定する。

表２　変数表

VARIABLES	定　　義
$APP1_{it}$ ($APP2_{it}$)	有価証券報告書の【重要な会計方針】において，要管理先（破綻懸念先）に対して「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」旨の記載があれば，それ以降の年度はすべて 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数
$CFM1_{it}$ ($CFM2_{it}$)	有価証券報告書の【重要な会計方針】において，要管理先（破綻懸念先）について「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」旨の記載があれば 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数
$GLLA_{it}$	一般貸倒引当金
$SLLA_{it}$	個別貸倒引当金
LLA_{it}	貸倒引当金
$NPL0_{it}$	金融再生法に基づいて開示された正常債権
$NPL1_{it}$	金融再生法に基づいて開示された要管理債権
$NPL2_{it}$	金融再生法に基づいて開示された危険債権
$NPL3_{it}$	金融再生法に基づいて開示された破産更生等債権
$COLL_{it}$	金融再生法に基づいて開示された担保・保証等
BUF_{it-1}	規制自己資本比率－最低所要資本比率（国際基準行の場合は 0.08，国内基準行の場合は 0.04）
$SIZE_{it-1}$	総資産の自然対数
$COST_{it-1}$	銀行の保有株式の評価方法が低価法と原価法の選択制となった 1997 年度から 2000 年度までに，原価法を選択していれば 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数
$LAND_{it-1}$	1997 年度から 2001 年度までに，土地再評価法に基づいて土地の再評価を行っていれば 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数
$PCOD_{it-1}$	1998 年度以降の有価証券報告書の【重要な会計方針】において，実質破綻先・破綻先について直接償却している旨の記載があれば 1，そうでなければ 0 をとるダミー変数

（注）BUF_{it-1}，$SIZE_{it-1}$ と各ダミー変数を除いて，各変数は t-1 期の総資産でデフレートしている。

3.2　セレクションモデル

本研究の分析では，自己選択バイアスという内生性の問題が生じる可能性がある。そこで，本研究は，頑健性テストとして，Heckman（1976; 1979）に基づいて，二段階推定を行う。第一段階で，キャッシュ・フロー見積法による引当の実施の有無を示すダミー変数（$CFM1_{it}$ あるいは $CFM2_{it}$）を被説明変数とするセレクションモデル(3)式をプロビット推定し，逆ミルズ比（Inverse Mills Ratio: IMR_{it}）を得る。そして，第二段階で，一般貸倒引当金モデル(1)式および個別貸倒引当金モデル(2)式の説明変数に IMR_{it} に含めて，最小二乗推定する。もし IMR_{it} の係数＝ 0 という帰無仮説が棄却できなければ，内生性の問題は起きていないこととなる。

(3)式は第一段階のセレクションモデルであり，プロビット推定を行う[20]。(3)式には，Wooldridge（2006）と Lennox et al.（2012）を参考にして，(1)式と(2)式の説明変数をすべて t-1 期の変数として含めている[21]。規模が大きいほど，財務の健全性が高いほど，キャッシュ・フロー見積法を適用すると考えられるため，$SIZE_{it-1}$ と BUF_{it-1} の係数は正と予測される。また，不良債権比率が低いほど，キャッシュ・フロー見積法を適用すると考えられるため，$NPL0_{it-1}$ の係数は正と予測されるが，$NPL1_{it-1}$，$NPL2_{it-1}$ と $NPL3_{it-1}$ の各係数については明確な予測を行うことはできない。また，$COLL_{it-1}$ の係数についても明確な予測を行うことはできない。

$$CFM1_{it}(or\ CFM2_{it})=\gamma_0+\gamma_1 NPL0_{it-1}+\gamma_2 NPL1_{it-1}+\gamma_3 NPL2_{it-1}+\gamma_4 NPL3_{it-1}+\gamma_5 COLL_{it-1}+\gamma_6 SIZE_{it-1}$$
$$+\gamma_7 BUF_{it-1}+\gamma_8 COST_{it-1}+\gamma_9 LAND_{it-1}+\gamma_{10} PCOD_{it-1}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

さらに，(3)式には $COST_{it-1}$，$LAND_{it-1}$ と $PCOD_{it-1}$ も含めているが，これらの変数は第二段階の実証モデル(1)式と(2)式には含まれない除外変数である。つまり，$COST_{it-1}$，$LAND_{it-1}$ と $PCOD_{it-1}$ は，第一段階のセレクションモデルを通じてのみ第二段階の実証モデルに影響を及ぼすと考えられるため，(1)

式と⑵式から除外されている。ここで，$COST_{it-1}$，$LAND_{it-1}$ と $PCOD_{it-1}$ は銀行に対して実施された猶予政策（forbearance policy）[22] を受け入れていれば 1，受け入れていなければ 0 をとるダミー変数である。まず，$COST_{it-1}$ は保有株式の評価方法を原価法に変更していれば 1，それ以外は 0 をとるダミー変数である。銀行の保有株式の評価方法は，従来は低価法であったが，1997 年度（1998 年 3 月期）から 2000 年度（2001 年 3 月期）まで低価法と原価法の選択制に変更されていた。原価法への変更は，強制評価減を回避できたり，保有株式の含み損益を規制自己資本比率の分子の算定から除外することができたりしたため，財務の健全性に問題のある銀行向けの猶予政策の一環と考えられる [23]。

次に，$LAND_{it-1}$ は土地の再評価に関する法律（以下，土地再評価法）に基づいて土地の再評価を行っていれば 1，それ以外は 0 をとるダミー変数である。土地再評価法は，1998 年 3 月に議員立法で 3 年間の時限立法として成立し，1997 年度（1998 年 3 月期）から 2001 年度（2002 年度 3 月末日）まで土地の再評価が可能であった [24]。土地再評価法の一義的な目的は，規制自己資本比率を高めることであるため，財務の健全性に問題のある銀行向けの猶予政策の一環と考えられる。

最後に，$PCOD_{it-1}$ は部分直接償却を適用していれば 1，それ以外は 0 をとるダミー変数である。直接償却に関しては，法人税法の形式基準あるいは実質基準を充たすまで償却が行えず，それが完了するまでⅣ分類債権と個別貸倒引当金の両建計上を行わざるを得ない。そこで，1998 年度（1999 年 3 月期）からは，法人税法の基準を充たさなくても，自己査定のⅣ分類債権を会計上は直接償却（つまり，部分直接償却）できることとなった（全国銀行協会連合会，1998b）[25]。つまり，前倒しで不良債権をオフバランス化できるようになったのである。部分直接償却を実施すると，実施する前に比べて，不良債権比率を低下させることができるため，財務の健全性に問題のある銀行向けの猶予政策の一環と考えられる。

これらの猶予政策を受け入れた地域銀行は，キャッシュ・フロー見積法を自主的に適用する可能性は低いと考えられる。よって，$COST_{it-1}$，$LAND_{it-1}$ と $PCOD_{it-1}$ の係数は負と予測される。

3.2　デ ー タ

本研究は，地方銀行協会および第二地方銀行協会に加盟する銀行を分析対象，2001 年度（2002 年 3 月期）から 2016 年度（2017 年 3 月期）までの 16 年間を分析期間とする [26]。まず，⑴前期・当期・次期の 3 期連続して決算月数が 12 カ月，⑵当期および次期に合併をしていない，⑶分析に必要な変数がすべて利用可能という基準によって，最終的なサンプルは，116 行，1,673 地域銀行 - 年度の不完備パネル・データである。なお，本研究はデフレータには t-1 期の総資産を採用する。また，外れ値の処理については，サンプル数が限られているため，総サンプルを対象にして，被説明変数および説明変数（ただし，BUF_{it-1} と各ダミー変数を除く）のそれぞれを上下 0.5% で winsorize している。

$CFM1_{it}$，$CFM2_{it}$，$COST_{it-1}$ および $PCOD_{it-1}$ については，各銀行の『有価証券報告書』および『ディスクロージャー誌』から手収集している。その他のデータソースについては，『全国銀行財務諸表分析』（全国銀行協会）およびに『日経 Financial-Quest』（日本経済新聞社）に収録されているデータを使用する。なお，これらのデータベースにおいて欠損値あるいは未収録のデータについては，各銀行の『有価証券報告書』および『ディスクロージャー誌』から手収集している。

表 3 はサンプルの内訳を示している。本研究のサンプルは 2001 年度から 2016 年度までの 1,673 域銀行 - 年度であり，約 96%（＝ 1,673/1,743）をカバーしている。また，表 3 の $APP1_{it}$（$APP2_{it}$）は，要管理先（破綻懸念先）に対してキャッシュ・フロー見積法を適用していれば 1，そうでなければ 0 を

表３　サンプル

年度	地域銀行	サンプル	要管理先		破綻懸念先	
			$APP1_{it}$	$CFM1_{it}$	$APP2_{it}$	$CFM2_{it}$
2001	120	113	1	1	1	1
2002	117	108	6	6	5	5
2003	114	105	14	14	8	8
2004	112	107	17	15	11	10
2005	111	107	23	18	16	14
2006	110	105	25	19	18	16
2007	109	104	28	20	23	20
2008	108	101	28	20	24	21
2009	106	101	30	24	25	22
2010	105	103	32	26	26	23
2011	106	102	36	29	28	24
2012	105	103	39	34	32	28
2013	105	104	46	41	39	35
2014	105	103	45	41	38	35
2015	105	103	45	41	39	36
2016	105	104	46	41	41	36
合計	1,743	1,673	461	390	374	334

（注）地域銀行の列は預金保険機構 HP の地域銀行数，サンプルの列は本研究のサンプルを示している。要管理先の $APP1_{it}$ の列は要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法を適用している地域銀行数を，$CFM1_{it}$ の列は要管理先に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行った地域銀行数を示している。$APP2_{it}$ の列は破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法を適用している地域銀行数を，$CFM2_{it}$ の列は破綻懸念先に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行った地域銀行数を示している。

とるダミー変数であるが，要管理先と破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法の適用率はそれぞれ約 28%（=461/1,673）と約 22%（=374/1,673）である。さらに，$CFM1_{it}$ および $CFM2_{it}$ をみると，実際にキャッシュ・フロー見積法によって引当が行われている割合はそれぞれ約 23%（=390/1,673）と約 20%（=374/1,673）である。これらは，キャッシュ・フロー見積法を適用したとしても，⑴必ずしも要管理先と破綻懸念先の両方に対して適用されているわけではないこと，⑵毎期必ずキャッシュ・フロー見積法によって引当が行われているわけではないことを示している。

4　分析結果

4.1　記述統計量および相関表

表 4 は記述統計量を示している。Panel A は実証モデル⑴式および⑵式の変数の記述統計量であるが，それらは先行研究（例えば，梅澤，2016; 梅澤，2020）と同様の傾向を示している。Panel B は，頑健性テストで使用するセレクションモデル⑶式の変数の記述統計量を示している。キャッシュ・フロー見積法による引当の実施の有無を示すダミー変数の平均値（中央値）をみると，$CFM1_{it}$ は 0.233（0.000），$CFM2_{it}$ は 0.200（0.000）である。$COST_{it-1}$ は 0.484（0.000），$LAND_{it-1}$ は 0.824（1.000），$PCOD_{it-1}$ は 0.631（1.000）である。サンプルに占める猶予政策を受け入れた地域銀行の割合は高い一方で，キャッシュ・フロー見積法によって引当を行っている地域銀行の割合は低いことがわかる。また，**表５**は，実証モデル⑴式と⑵式の変数間の相関を示している。変数間の相関は比較的高いものの，VIF を確認したところ，本研究の Pooled 推定において，多重共線性の影響はみられなかった。

表４　記述統計量（N=1,673）

Panel A 実証モデル(1)式と(2)式						Panel B セレクションモデル(3)式					
VARIABLES	Mean	STD	Q2	Median	Q3	VARIABLES	Mean	STD	Q2	Median	Q3
$GLLA_{it}$	0.004	0.002	0.002	0.003	0.005	$CFM1_{it}$	0.233	0.423	0.000	0.000	0.000
$SLLA_{it}$	0.007	0.005	0.003	0.005	0.009	$CFM2_{it}$	0.200	0.400	0.000	0.000	0.000
LLA_{it}	0.011	0.007	0.006	0.009	0.014	$NPL0_{it-1}$	0.647	0.064	0.606	0.652	0.694
$CFM1_{it}$	0.233	0.423	0.000	0.000	0.000	$NPL1_{it-1}$	0.008	0.008	0.002	0.005	0.011
$CFM2_{it}$	0.200	0.400	0.000	0.000	0.000	$NPL2_{it-1}$	0.017	0.010	0.010	0.014	0.021
$NPL0_{it}$	0.660	0.068	0.612	0.662	0.706	$NPL3_{it-1}$	0.009	0.007	0.004	0.007	0.011
$NPL1_{it}$	0.007	0.007	0.002	0.005	0.010	$COLL_{it-1}$	0.019	0.012	0.011	0.016	0.025
$NPL2_{it}$	0.016	0.009	0.010	0.014	0.020	BUF_{it-1}	0.058	0.018	0.046	0.057	0.069
$NPL3_{it}$	0.008	0.007	0.004	0.006	0.010	$SIZE_{it-1}$	14.477	0.897	13.792	14.582	15.144
$COLL_{it}$	0.018	0.011	0.010	0.015	0.023	$COST_{it-1}$	0.484	0.500	0.000	0.000	1.000
BUF_{it-1}	0.058	0.018	0.046	0.057	0.069	$LAND_{it-1}$	0.824	0.381	1.000	1.000	1.000
$SIZE_{it-1}$	14.477	0.897	13.792	14.582	15.144	$PCOD_{it-1}$	0.631	0.483	0.000	1.000	1.000

（注）BUF_{it-1}，$SIZE_{it-1}$ と各ダミー変数を除いて，各変数は t-1 期の総資産でデフレートしている。

表５　実証モデル(1)式と(2)式の被説明変数と説明変数の相関表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) $GLLA_{it}$	1.000										
(2) $SLLA_it$	**0.580**	1.000									
(3) LLA_{it}	**0.775**	**0.964**	1.000								
(4) $CFM1_{it}$	−0.035	**−0.183**	**−0.155**	1.000							
(5) $CFM2_{it}$	−0.044	**−0.125**	**−0.113**	**0.743**	1.000						
(6) $NPL0_{it}$	−0.019	*−0.053*	**−0.047**	−0.029	0.045	1.000					
(7) $NPL1_{it}$	**0.604**	**0.501**	**0.585**	**−0.163**	**−0.185**	−0.010	1.000				
(8) $NPL2_{it}$	**0.484**	**0.675**	**0.679**	**−0.163**	**−0.064**	*−0.053*	**0.486**	1.000			
(9) $NPL3_{it}$	**0.497**	**0.801**	**0.785**	**−0.238**	**−0.198**	**0.083**	**0.559**	**0.525**	1.000		
(10) $COLL_{it}$	**0.523**	**0.614**	**0.647**	**−0.219**	**−0.164**	0.036	**0.735**	**0.820**	**0.764**	1.000	
(11) BUF_{it-1}	**−0.410**	**−0.416**	**−0.456**	**0.219**	**0.169**	**−0.207**	**−0.446**	**−0.434**	**−0.425**	**−0.487**	1.000
(12) $SIZE_{it-1}$	**−0.104**	**−0.328**	**−0.288**	**0.267**	**0.229**	**−0.248**	**−0.157**	**−0.322**	**−0.453**	**−0.400**	**0.287**

（注）太字のゴシック体の数値は 1% 水準で有意，斜字は 5% 水準で有意であることを示している。

4.2　推定結果

表６は，一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果である。(1)式に，引当対象外債権である $NPL2_{it}$ と $NPL3_{it}$，さらに，$COLL_{it}$ を含めることが分析結果に及ぼす影響を確認するために，それらを（1-1）列と（1-2）列からは除外し，（1-3）列と（1-4）列には含めて推定を行っている。まず，（1-1）列と（1-2）列をみると，$NPL0_{it}$ の係数は有意に負であり，$NPL1_{it}$ の係数は予測どおり有意に正である。（1-1）列において，$CFM1_{it}$ の係数は有意ではない。（1-2）列においても $CFM1_{it}$ の係数は有意ではないが，$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$ の係数は 0.053 であり，5％水準で有意である[27)]。

次に，（1-3）列と（1-4）列をみると，$NPL0_{it}$ の係数は有意ではなく，$NPL1_{it}$，$NPL2_{it}$ および $NPL3_{it}$ の係数は予測どおり正で有意である。（1-3）列において，$CFM1_{it}$ の係数は有意ではない。（1-4）列においても $CFM1_{it}$ の係数は有意ではないが，$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$ の係数は 0.054 であり，5％水準で有意である。つまり，$NPL2_{it}$，$NPL3_{it}$ と $COLL_{it}$ を(1)式に含めても，$CFM1_{it}$ と $NPL1_{it} \times CFM1_{it}$ の係数の符号と有意性については同様の結果を得ている。しかし，（1-1）列と（1-2）列において，$NPL0_{it}$ の係数は有意に負となる点は論理的に説明できない一方で，（1-3）列と（1-4）列において $NPL0_{it}$ の係数は有

表６　一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果

VARIABLES	Predicted Sign	(1-1) $GLLA_{it}$	(1-2) $GLLA_{it}$	(1-3) $GLLA_{it}$	(1-4) $GLLA_{it}$
$NPL0_{it}$	?	−0.003** (−2.14)	−0.003** (−2.16)	−0.003 (−1.67)	−0.003 (−1.69)
$NPL1_{it}$	+	0.137*** (6.05)	0.130*** (5.39)	0.153*** (5.71)	0.145*** (5.31)
$CFM1_{it}$	?	0.000 (0.97)	−0.000 (−0.22)	0.000 (1.62)	0.000 (0.28)
$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$	+		0.053** (2.28)		0.054** (2.18)
$NPL2_{it}$	+			0.098*** (5.90)	0.097*** (5.85)
$NPL3_{it}$	+			0.080*** (4.02)	0.080*** (4.04)
$COLL_{it}$	−			−0.093*** (−3.48)	−0.091*** (−3.50)
BUF_{it-1}	−	−0.029*** (−5.39)	−0.027*** (−5.10)	−0.021*** (−4.21)	−0.020*** (−3.91)
$SIZE_{it-1}$	?	0.000 (0.58)	0.000 (0.37)	0.000 (0.18)	−0.000 (−0.04)
Constant		0.000 (0.03)	0.002 (0.22)	0.003 (0.31)	0.005 (0.52)
Bank FE		YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES
Observations		1,673	1,673	1,673	1,673
Number of banks		116	116	116	116
R-squared		0.524	0.528	0.564	0.567
F-value		17.11***	16.50***	13.92***	13.46***
Sargan-Hansen		218.218***	225.765***	162.610***	170.942***
Breusch-Pagan		1239.68***	1263.41***	991.30***	1010.34***

(注) (1)式は，Pooled 回帰モデル，固定効果モデルと変量効果モデルによって推定を行ったが，F 検定および Sargan-Hansen 検定の結果，固定効果モデルが優先されるため，固定効果モデルの推定結果を表示している。括弧内の数値は銀行クラスターに頑健な標準誤差に基づいて計算された t 値である。***，** 印はそれぞれ 1% ,5% 水準で有意であることを示している。

意ではなく，梅澤 (2016) と同様の結果を示していることから，(1)式に $NPL2_{it}$，$NPL3_{it}$ と $COLL_{it}$ を含めるほうが望ましいものと考えられる。

表７は，個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果である。(2)式に，引当対象外債権である $NPL0_{it}$ と $NPL1_{it}$ を含めることが分析結果に及ぼす影響を確認するために，それらを (2-1) 列と (2-2) 列からは除外し，(2-3) 列と (2-4) 列には含めている。まず，(2-1) 列と (2-2) 列をみると，$NPL2_{it}$ と $NPL3_{it}$ の係数は予測どおり有意に正である。(2-1) 列において，$CFM2_{it}$ の係数は有意ではない。(2-2) 列においても $CFM2_{it}$ の係数は有意ではなく，$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$ の係数も有意ではない。

次に，(2-3) 列と (2-4) 列をみると，$NPL0_{it}$ の係数は有意ではなく，$NPL1_{it}$，$NPL2_{it}$ および $NPL3_{it}$ の係数は予測どおり正で有意である。(2-3) 列において，$CFM2_{it}$ の係数は有意ではない。(2-4) 列においても $CFM2_{it}$ の係数は有意ではなく，$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$ の係数も有意ではない。つまり，$NPL2_{it}$ と $NPL3_{it}$ を(2)式に含めても，$CFM2_{it}$ と $NPL2_{it} \times CFM2_{it}$ の係数の符号と有意性については同様の結果を得ている。なお，(2-3) 列と (2-4) 列においても，$NPL0_{it}$ の係数は有意ではなく，梅澤 (2016) と同様の結果を示している。

以上の推定結果をまとめると，表6において $NPL1_{it} \times CFM1_{it}$ の係数は有意に正である。この結果は，

表７　個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果

VARIABLES	Predicted Sign	(2-1) $SLLA_{it}$	(2-2) $SLLA_{it}$	(2-3) $SLLA_{it}$	(2-4) $SLLA_{it}$
$NPL0_{it}$	?			−0.001	−0.001
				(−0.36)	(−0.30)
$NPL1_{it}$	+			0.221***	0.219***
				(8.46)	(8.55)
$NPL2_{it}$	+	0.519***	0.510***	0.572***	0.566***
		(21.28)	(21.67)	(23.87)	(23.94)
$CFM2_{it}$	?	0.000	−0.001	0.000	−0.001
		(0.14)	(−1.46)	(0.17)	(−1.15)
$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$	+		0.060		0.035
			(1.77)		(1.43)
$NPL3_{it}$	+	0.749***	0.751***	0.785***	0.786***
		(25.99)	(26.17)	(27.34)	(27.60)
$COLL_{it}$	−	−0.446***	−0.443***	−0.583***	−0.580***
		(−13.14)	(−13.12)	(−16.05)	(−16.11)
BUF_{it-1}	−	−0.018***	−0.017***	−0.011**	−0.011**
		(−2.96)	(−3.00)	(−2.13)	(−2.11)
$SIZE_{it-1}$	?	0.001	0.001	0.001	0.001
		(1.01)	(1.10)	(0.85)	(0.93)
Constant		−0.011	−0.012	−0.006	−0.007
		(−0.75)	(−0.83)	(−0.57)	(−0.65)
Bank FE		YES	YES	YES	YES
Year FE		YES	YES	YES	YES
Observations		1,673	1,673	1,673	1,673
Number of banks		116	116	116	116
R-squared		0.882	0.883	0.907	0.907
F-value		35.80***	32.17***	14.29***	14.18***
Sargan-Hansen		325.803***	325.250***	176.952***	174.688***
Breusch-Pagan		938.03***	955.24***	715.62***	720.22***

(注) (2)式は，Pooled 回帰モデル，固定効果モデルと変量効果モデルによって推定を行ったが，F 検定および Sargan-Hansen 検定の結果，固定効果モデルが優先されるため，固定効果モデルの推定結果を表示している。括弧内の数値は銀行クラスターに頑健な標準誤差に基づいて計算された t 値である。***，** 印はそれぞれ 1%，5% 水準で有意であることを示している。

要管理先について，大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行っている銀行は，貸倒実績率法等の総括引当法による引当のみの銀行に比して，貸倒引当率が高い，ということを示唆している。つまり，要管理先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行えば，要管理先に区分された段階で，将来発生する可能性の高い損失が先送りされずに計上され，貸借対照表上に貸出債権の減損が表面化される。よって，要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当は，与信ポートフォリオ内の貸出債権の減損をよりタイムリーに表面化させるという意味において，一般貸倒引当金の適時性を向上させると考えられる[28)]。

他方で, 表 7 において $NPL2_{it} \times CFM2_{it}$ の係数は正であるが有意ではないため, H2 は棄却されない。そのため，破綻懸念先について，キャッシュ・フロー見積法が貸倒引当率に及ぼす影響を明らかにすることはできなかった。一つの解釈として，破綻懸念先では，債務者ごとに必要と認める額を計上することが求められているため，キャッシュ・フロー見積法による引当の効果が限定的であったものと考えられる。

4.3　頑健性テスト

頑健性テストとして，Heckman（1976; 1979）に基づいて，二段階推定を行う。**表８**は，第一段階のサンプルセレクションモデル(3)式の推定結果を示している。まず，（3-1）列は，$CFM1_{it}$ を被説明変数とした(3)式の推定結果である。$NPL0_{it-1}$ と $NPL1_{it-1}$ の係数はいずれも正で，1％水準で有意である。$NPL2_{it-1}$ の係数は有意ではない。$NPL3_{it-1}$ の係数は負で，5％水準で有意である。次に，（3-2）列は，$CFM2_{it}$ を被説明変数とした(3)式の推定結果である。$NPL0_{it-1}$ と $NPL2_{it-1}$ の係数はいずれも正で，1％水準で有意であるが，$NPL1_{it-1}$ と $NPL3_{it-1}$ の係数は有意ではない。これらの結果は，要管理先の債権が多いほど，要管理先に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行う一方で，破綻懸念先の債権が多いほど，破綻懸念先に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行うことを示唆している。

さらに，共通のコントロール変数については，（3-1）列も（3-2）列も同様の傾向を示しており，BUF_{it-1} と $SIZE_{it-1}$ の係数は有意に正である。つまり，資本バッファーが厚いほど，規模が大きいほど，キャッシュ・フロー見積法による引当を行うことを示唆している。最後に，除外変数をみると，$COST_{it-1}$ と $PCOD_{it-1}$ の係数は有意に負である。つまり，過去にこれらの猶予政策を受け入れていない銀行ほど，キャッシュ・フロー見積法による引当を行うことを示唆している。

表９は，第二段階の実証モデル(1)式と(2)式の推定結果を示している。まず，表９の Panel A は，一

表８　第一段階のセレクションモデル(3)式の推定結果

VARIABLES	Predicted Sign	(3-1) $CFM1_{it}$	(3-2) $CFM2_{it}$
$NPL0_{it-1}$	+	2.627*** (4.10)	5.032*** (7.51)
$NPL1_{it-1}$	?	31.484*** (3.18)	6.126 (0.57)
$NPL2_{it-1}$	?	8.140 (0.91)	39.690*** (4.23)
$NPL3_{it-1}$	?	−28.188** (−2.29)	−22.372 (−1.76)
$COLL_{it}$	?	18.376 (1.58)	13.548 (1.11)
BUF_{it-1}	+	8.823*** (3.38)	9.425*** (3.48)
$SIZE_{it-1}$	+	0.405*** (7.30)	0.477*** (7.85)
$COST_{it-1}$	−	−0.360*** (−4.31)	−0.395*** (−4.60)
$LAND_{it-1}$	−	−0.140 (−1.53)	0.020 (0.20)
$PCOD_{it-1}$	−	−0.232** (−2.47)	−0.263*** (−2.68)
Constant		−11.002*** (−9.97)	−14.255*** (−11.23)
Bank FE		NO	NO
Year FE		YES	YES
Observations		1,673	1,673
Wald chi2		276.55	236.09
Pseudo R^2		0.1777	0.1925

（注）括弧内の数値は White（1980）の不均一分散に頑健な標準誤差に基づいて計算された t 値である。***, ** 印はそれぞれ 1%, 5% 水準で有意であることを示している。

表９　第二段階の実証モデル(1)式と(2)式の推定結果

Panel A　一般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果			Panel B　個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果		
	(1-1)	(1-2)		(2-1)	(2-2)
VARIABLES	$GLLA_{it}$	$GLLA_{it}$	VARIABLES	$SLLA_{it}$	$SLLA_{it}$
$CFM1_{it}$	0.000	0.000	$CFM2_{it}$	0.000	-0.001
	(1.65)	(0.28)		(0.16)	(-1.21)
$NPL1_{it}$	0.161***	0.154***	$NPL1_{it}$	0.223***	0.221***
	(6.08)	(5.70)		(8.47)	(8.57)
$NPL1_{it} \times CFM1_{it}$		0.055**	$NPL2_{it}$	0.583***	0.578***
		(2.19)		(23.97)	(24.09)
$NPL2_{it}$	0.101***	0.101***	$NPL2_{it} \times CFM2_{it}$		0.037
	(6.11)	(6.04)			(1.49)
IMR_{it}	0.000	0.000	IMR_{it}	0.001**	0.001**
	(1.46)	(1.50)		(2.02)	(2.11)
Constant	-0.001	0.001	Constant	-0.012	-0.013
	(-0.15)	(0.06)		(-1.10)	(-1.21)
Controls	YES	YES	Controls	YES	YES
Bank FE	YES	YES	Bank FE	YES	YES
Year FE	YES	YES	Year FE	YES	YES
Observations	1,673	1,673	Observations	1,673	1,673
Number of banks	116	116	Number of banks	116	116
R-squared	0.565	0.569	R-squared	0.907	0.908
F-value	15.18***	14.00***	F-value	14.29***	14.18***
Sargan-Hansen	195.474***	200.952***	Sargan-Hansen	176.748***	178.044***
Breusch-Pagan	991.08***	1011.10***	Breusch-Pagan	655.34***	661.00***

(注) (1)式および(2)式は，それぞれ Pooled 回帰モデル，固定効果モデルと変量効果モデルによって推定を行ったが，F 検定および Sargan-Hansen 検定の結果，固定効果モデルが優先されるため，固定効果モデルの推定結果を表示している。括弧内の数値は銀行クラスターに頑健な標準誤差に基づいて計算された t 値である。***，** 印はそれぞれ 1%，5% 水準で有意であることを示している。

般貸倒引当金モデル(1)式の推定結果である。IMR_{it} の係数は有意ではないため，サンプル・セレクション・バイアスは生じていないと解釈される。なお，表 9 の Panel A において，$CFM1_{it}$ および $NPL1_{it} \times CFM1_{it}$ の各係数の符号と有意性は表 6 と同様の傾向を示している。

次に，表 9 の Panel B は，個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果である。IMR_{it} の係数は正で有意であるため，サンプル・セレクション・バイアスが生じていると解釈される。この結果は，破綻懸念先に対しての大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行わない地域銀行ほど，個別貸倒引当金が多いことを示唆している。表 9 の Panel B において，$CFM2_{it}$ および $NPL2_{it} \times CFM2_{it}$ の各係数の符号と有意性は表 7 と同様の傾向を示している。よって，サンプル・セレクション・バイアスの修正をしても，H2 は棄却されない。

さらに，紙幅の都合で分析結果の表示を省略しているが，自己査定の債権額の代理変数として，金融再生法開示債権に代えて，リスク管理債権を選択した分析も行っている。個別貸倒引当金モデル(2)式の推定結果を確認したところ，表 9 と異なり，IMR_{it} の係数は有意ではない。梅澤 (2015) は，Vuong 検定を行って，リスク管理債権よりも金融再生法開示債権を選択した個別貸倒引当金モデルのほうが望ましいと結論付けている。そのため，リスク管理債権を選択したモデルでは，与信ポートフォリオの構成に起因する要因を十分にコントロールできないために，個別貸倒引当金モデル(2)式の IMR_{it} の係数が有意にならなかったものと推測される。なお，この個別貸倒引当金モデル(2)式の IMR_{it} の係数の有意性を除いて，リスク管理債権を選択した分析結果は，表 6，表 7，表 8 および表 9 と同様の結果を得ている。つまり，H1 は棄却され，H 2 は棄却されない。よって，自己査定の債権額の

代理変数としてリスク管理債権を選択しても，要管理先について，大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行っている銀行は，貸倒実績率法等の総括引当法による引当のみの銀行に比して，貸倒引当率が高い，ことが示唆される。

5　本研究の発見事項と将来の展望

本研究は，地域銀行を分析対象として，キャッシュ・フロー見積法の適用・引当状況を調査したうえで，要管理先と破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当がそれぞれの貸倒引当率に及ぼす影響を初めて分析した。分析結果は，要管理先について，大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行っている銀行は，貸倒実績率法等の総括引当法による引当のみの銀行に比して，貸倒引当率が高い，ということを示唆している。つまり，要管理先の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行えば，要管理先に区分された段階で，将来発生する可能性の高い損失が先送りされずに計上され，貸借対照表上に貸出債権の減損が表面化される。よって，要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当は，与信ポートフォリオ内の貸出債権の減損をよりタイムリーに表面化させるという意味において，一般貸倒引当金の適時性を向上させると考えられる。

近年，要管理先や破綻懸念先に対するキャッシュ・フロー見積法の導入や対象先の拡充といった，貸倒引当金算定の精緻化に取り組む地域銀行が多いとされる（日本銀行金融機構局，2017）。こうした地域銀行の動向を踏まえると，地域銀行についてもキャッシュ・フロー見積法の原則的な適用を検討する時期にきているのかもしれない。折しも，金融庁は 2015 年以降，監督方針を転換し，2017 年 8 月 31 日には金融検査局の廃止を公表しており，金融検査マニュアルも簡素化される見通しである（例えば，金融庁，2019）。さらに，貸倒引当金の算定方法については『金融商品に関する会計基準』に定められているが，企業会計基準委員会において，『金融商品に関する会計基準』の改訂に向けての検討も開始されている（例えば，日本公認会計士協会，2019）。銀行会計の制度設計は実証的証拠に基づいて検討されるべきである。実証的証拠に基づかない検討は意図せざる制度を生むかもしれないが，日本の銀行業を対象として，キャッシュ・フロー見積法と貸倒引当金の関係に関する実証的証拠は示されていなかった。本研究は，地域銀行の⑴キャッシュ・フロー見積法の適用・引当状況と，⑵要管理先に対するキャッシュ・フロー見積法による引当が一般貸倒引当金の適時性を向上させるという実証的証拠を初めて示したものである。よって，本研究の調査結果と実証結果が銀行会計の制度設計の検討に役立つことが期待される。

なお，銀行業のキャッシュ・フロー見積法の適用・引当の問題は，「企業側からみると「ペンとインクさえあれば簡単にできる」（岡部 , 1994）もので，経営活動とは直接関係はない。」（榎本，2014）という一般的な会計方針の問題とは異なる。まず，キャッシュ・フロー見積法の適用・引当は，その運用のためのリスク管理態勢を整えるために，追加的なコストを要するかもしれない。また，キャッシュ・フロー見積法の適用・引当は，銀行のビジネスモデルを，借手企業との柔軟な融資関係を軸に置くものから，それらを排除するモデルへの転換を強いることにもつながるとの指摘もある（例えば，堀内，2006; 花崎，2008）。もしそうであれば，キャッシュ・フロー見積法の適用・引当は，地域銀行のリスク管理態勢やビジネスモデル自体を転換させ，資源配分の効率性にも影響を及ぼすかもしれない。特に，中小・地域金融機関に対するキャッシュ・フロー見積法の適用が任意とされた背景に地域密着型金融政策があるとすれば，キャッシュ・フロー見積法の適用・引当が地域銀行と融資先企業の双方の経営活動に及ぼす影響も検討すべき課題と考えられるが，これらについては今後の課題とした

い。

【付記】
本稿の執筆にあたり多くの先生方からご指導を頂いた。また，投稿論文の修正に際し，2名の匿名の査読者から論文の改善につながる詳細なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお，本研究は，JSPS科研費（16K03994および19K02022）の助成による研究成果である。最後に，本研究における表記および内容の誤り等に関する責任は，すべて筆者に帰属する。

【注】

1）　一般に，キャッシュ・フロー見積法はDCF法と呼ばれている。しかし，キャッシュ・フロー見積法は，期待キャッシュ・フローを当初約定利子率で割り引くことによって回収可能額を計算する手法であるため，投資の経済性計算でいうところのDCF法とは異なる。そのため，本研究では，DCF法という用語は使用せずに，キャッシュ・フロー見積法という用語で統一する。

2）　日本銀行金融機構局（2005）によると，「例えば，1つのデフォルト定義として，「債権の回収が，債務者の信用状態ではなく，担保価値等それ以外の要因の影響を受けるようになること」を考えることができる。現状，こうした考え方に則って，自己査定上の分類である「破綻懸念先」以下をデフォルトと捉える金融機関が多い。」とされる。そこで，本研究も「破綻懸念先」以下をデフォルトと想定している。

3）　キャッシュ・フロー見積法も個別に見積りを行う引当方法であるが，本研究において，キャッシュ・フロー見積法は，個別引当法には含まれない引当方法として扱っている。

4）　貸倒実績率には主観的な調整を施すことが認められている。しかし，主観的な調整が認められていたとしても，監査人が客観的な情報が利用可能となるまで貸倒損失の認識を遅らせるのであれば，実態に比して過小な引当水準となってしまう。監査人は，客観的な情報が利用可能となるまで貸倒損失の認識を遅らせるとの意見もある（例えば，Dugan, 2009）。

5）　金融検査マニュアルでは，「今後3年間の予想損失額を見積っていれば妥当なものと認める。」とされているが，債務者の支払能力等を総合的に判断して見積りを行う銀行もあれば，破綻懸念先の貸倒実績率等によって見積りを行う銀行もある。なお，破綻懸念先にはデフォルト債権が区分されるため，破綻懸念先に対する貸倒実績率法等による引当は，要管理先に対する貸倒実績率法等による引当ほどの景気循環の影響を受けないものと考えられる。

6）　キャッシュ・フロー見積法は，期待キャッシュ・フロー・アプローチを採用している。つまり，分母の割引率には当初約定利子率または実効利子率を使用して，分子の期待キャッシュ・フローにリスクを反映させて現在価値（つまり，回収可能額）を算出する方法である。これは市場利子率の変動による貸出債権の価値変動リスクを排除し，純粋に信用リスクの増大による価値の低下を把握しようとするものである。よって，当初約定利子率を割引率に用いるキャッシュ・フロー見積法は，原価主義と整合的であると解釈されている（例えば，田中，1995; 西澤，1997）。

7）　「要管理先」に区分されているすべての債務者にキャッシュ・フロー見積法による個別引当を行うとなると，費用対効果の点で割に合わない。そこで，現制度では，一定規模以上の大口債務者のみが与信ポートフォリオから分離され，別建てで個別管理が行われるとともに，キャッシュ・フロー見積法によって減損損失が測定される一方で，それ以外の債務者に対しては貸倒実績率法等の総括引当法による引当が行われて，それらの合計として一貸倒引当金が計上される。なお，米国においても，小口の債務者に対しては総括的に貸倒引当金の算定が行われている（例えば，間下，2003）。また，主要行は，原則として，与信額100億円以上の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当を行うこととされている。他方で，地域銀行のキャッシュ・フロー見積法の適用は任意とされているため，適用する場合には各行が独自に大口債務者の基準を定めることとなる。

8）　堀内（2006）が指摘しているように，当時の引当水準が実態に比して過剰であったために，キャッシュ・フロー見積法による引当が貸倒引当金に及ぼした影響を判別しにくいのかもしれない。

9）　地域銀行に対して主要行とは異なる政策がとられていた。地域銀行に対しては，2003年度から，「不良債権処理は，地域経済に与える影響を念頭に置きつつ，貸し手，借り手双方が十分に納得のいく形で進められること」（金

融審議会金融分科会第二部会，2003）とされ，地域密着型金融政策が展開されている。2004 年度から2年間を「集中改善期間」，2005年度から2年間を「重点強化期間」とするアクション・プログラムが実施された後，時限プログラムから恒久的な枠組みへとなっている。

10） 花崎（2008）によると，2002年度には7行，2003年度には17行，2004年度には20行，2005年度には27行，そして2006年度には31行がキャッシュ・フロー見積法を適用していたとされる。

11） キャッシュ・フロー見積法を適用すると，各銀行の償却・引当方針の定める一定規模以上の大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当が行われる。キャッシュ・フロー見積法に関する償却・引当方針は開示されていないため，大口債務者の規模がどの程度なのかはわからないが，筆者が地域銀行の監査に従事する公認会計士に行ったインタビューにおいて，これまでに経験した限りでは，キャッシュ・フロー見積法による引当の最小額は5億円との回答を得ている。また，日本経済新聞（2003b）によると，大分銀行が2003年9月期にキャッシュ・フロー見積法を導入した際に，その対象は要管理先と破綻懸念先のうち一定の基準に達した11社であったとされる。

12） 貸倒実績率法については，過去の貸倒償却等毀損額に基づいて見積もられた貸倒実績率に，当期の債権総額が乗じられることによって，与信ポートフォリオの平均的な予想損失額が算定されるため，景気上昇局面においては，総括引当法は過大に計上されるかもしれない。そのため，キャッシュ・フロー見積法によって引当が行われている要管理先の貸倒引当金が，そうでないときのそれよりも少ないケースが完全にないとは言い切れない。

13） 正常先・その他要注意先については今後1年分の予想損失率を，要管理先については今後3年分の予想損失率を見積ることとされている。

14） 実際には，貸出条件緩和債権について「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」という旨の記載があれば，要管理先について「キャッシュ・フロー見積法により引き当てている」とみなしている。これは，貸出条件緩和債権が要管理先の主要な構成要素であるためである。また，厳密にいうと，要管理先では与信ポートフォリオ管理が行われるため，$CFM1_{it}$は「大口債務者に対するキャッシュ・フロー見積法による個別引当と，それ以外の債務者に対する貸倒実績率法等による総括引当」を行っていれば1，「貸倒実績率法等による総括引当」を行っていれば0をとるダミー変数である。他方で，破綻懸念先では個別管理が行われるため，$CFM2_{it}$は「大口債務者に対するキャッシュ・フロー見積法による個別引当と，それ以外の債務者に対するキャッシュ・フロー見積法以外の方法による個別引当」を行っていれば1，「キャッシュ・フロー見積法以外の方法による個別引当」を行っていれば0をとるダミー変数である。このため，破綻懸念先ではキャッシュ・フロー見積法による引当の効果を検証できるが，要管理先では個別管理とキャッシュ・フロー見積法による引当の結合効果を検証することとなる。

15） これらの変数は必ずしも⑴式と⑵式に含める必要はないものの，梅澤（2016）においてそれらの係数が正で有意となっているため含めている。なお，表6と表7において，これらの変数を除外した推定も行っている。

16） 個別貸倒引当金は，担保・保証等で保全されていない部分に対してのみ引当を行うため，担保・保証等をコントロールする必要がある。なお，金融再生法で開示される担保・保証等は担保・保証等の合計額である。ゆえに，$COLL_{it}$は，「破綻懸念先」と「破綻先・実質破綻先」に該当する担保・保証等の代理変数としては，粗い変数といえる。他方で，一般貸倒引当金は，担保・保証等による保全状況を考慮せずに引当を行うため，担保・保証等のコントロールを必ずしも必要としないが，銀行の償却・引当方針を捉えると期待されるため$COLL_{it}$を含めている。なお，表6の一般貸倒引当金モデル⑴式の推定において，$COLL_{it}$を除外した推定も行っている。

17） 銀行経営者は貸倒引当金繰入額を調整するインセンティブを持つとされ，自己資本比率調整仮説，利益平準化仮説やシグナリング仮説などの検証が行われている（例えば，Ahmed et al., 1999; Kanagaretnam et al., 2003; 奥田，2001; 加藤，2004; 矢瀬，2008; 梅澤，2016）。これらの仮説の検証には貸倒引当金繰入額（フロー）の実証モデルが利用されるのが一般的である。貸倒引当金（ストック）の実証モデルを使った場合には，自己資本比率調整仮説と整合的な分析結果を得られる一方で，利益平準化仮説およびシグナリング仮説と整合的な分析結果を得られないことを示す先行研究がある（例えば，梅澤，2020）。これは，フローのモデルとストックのモデルが異なる側面を捉えているためと考えられるが，これらの仮説の検証は本研究の主目的ではない。そのため，本研究は，財務の健全性の指標として自己資本比率を使用する関係上，銀行経営者が，自己資本比率を高めるために，一般貸倒引当金繰入額を増加させるインセンティブを持つ点のみを考慮している。

18） 本研究は統計ソフトSTATAを使って実証モデルを推定している。表6，表7および表9の説明変数の係数については，Wooldridge（2010）と西山他（2019）に従って，銀行クラスター構造に頑健な標準誤差に基づいて計算され

たt値を用いて，5％基準で有意性を判定している。表8の説明変数の係数については，White（1980）の不均一分散に頑健な標準誤差に基づいて計算されたt値を用いて，5％基準で有意性を判定している。

19）　頑健なt値を用いた場合，Hausman検定を行うことができないため，Sargan-Hansen検定を行っている（例えばSchaffer and Stillman, 2006）。

20）　Wooldridge（2006）の第17章によると，第一に，IMR_iが一致推定される必要があるため，第一段階の説明変数z_iには第二段階のすべての説明変数x_iが含まれていたほうがよいとされる。そうでなければ第一段階で欠落変数バイアスをもたらすかもしれないためである。第二に，IMR_iはz_iの非線形関数であるものの，線形に近いことが多いため，z_iとx_iが同じ変数の組合せであれば，多重共線性の問題を発生しかねない。それゆえ，第一段階の説明変数z_iには，第二段階の説明変数x_iに含まれない外生変数が1つ以上必要とされる。

21）　筆者の知る限り，キャッシュ・フロー見積法適用の決定要因の分析を行っているのは花崎（2008）のみである。しかしながら，花崎（2008）では，要管理先と破綻懸念先のどちらに対する適用なのかは言及されておらず，さらに，説明変数も本研究の⑶式と異なっている。そのため，花崎（2008）を参考にして，本研究の⑶式の説明変数の係数の予測を行うことはできない。

22）　1998年4月1日付で早期是正措置が導入され，目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついた。それに伴って，1998年度（1999年3月期）から国際統一基準も国内基準も連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備され，国際基準行には8％以上，国内基準行には4％以上の最低所要比率が要求されている。しかし，それらの導入に際して，自己資本比率の低い銀行が最低所要比率以上の自己資本比率を維持できるようにするため，銀行に時間的猶予を与える一連の政策が実施されたが，そのような政策を猶予政策という。

23）　自己資本比率の算定において，含み損はその分だけ規制自己資本比率の分子の基本項目を減少させる一方で，含み益はその45％相当額が分子の補完的項目に算入されることになっていた。しかし，主要行では，含み損により自己資本比率が低下したために，貸し渋りが生じているとの指摘がなされていた。そこで，貸し渋り対策への一環として，大蔵省は，1997年度（1998年3月期）から，銀行が保有する株式への原価法の適用も可能とする一方で，原価法を採用した場合，含み益の自己資本算入を認めないという通達を出した。原価法変更の決定要因や原価法変更に対する市場の反応を分析している隋（2008, 117）は，「低価法・原価法の選択制への変更は深刻な経営問題を抱えた銀行に対する温情措置であったことを意味する。」と解釈している。地域銀行の低価法と原価法の選択状況については，隋（2008, 127）の表5.3を参照のこと。なお，2001年4月以降の決算から『金融商品に関する会計基準』により持合株式は「その他有価証券」に分類され時価評価されるようになっている。

24）　土地再評価法は，主に銀行の資本を貸借対照表上で増強することを目的に，事業用の土地をすべて再評価することが必要とされ，個々の土地の評価損益の合計を，貸借対照表に計上するというものである。その際，土地再評価益は，当期利益には計上されないが，自己資本比率の分子のTier2に算入できるため，自己資本比率の底上げ効果を期待して，多くの銀行が土地の再評価を行った。

25）　保有株式評価の低価法と原価法の選択，そして，土地再評価の実施が期間限定的な措置であるのに対して，部分直接償却の選択は恒久的な措置である。例えば，豊和銀行は2008年度（2009年3月期）から部分直接償却を実施することによって，不良債権比率を低下させている。

26）　1999年度の第二地方銀行の担保・保証等のデータに欠損値が多いため，分析期間の始点を2001年度としている。

27）　要管理先の貸倒引当率は，貸倒実績率法等の総括引当法のみで引当を行っている銀行では0.130，大口債務者に対してキャッシュ・フロー見積法による引当も行っている銀行では0.183（＝0.130＋0.053）である。

28）　適時適切な引当の検討という意味では，貸倒引当金の十分性も重要な論点である。しかし，貸倒引当金の十分性については，会計基準設定者（監査人）と監督当局の間で見解が異なるとされる（例えば，Wall and Koch, 2000; Balla et al., 2012; Bushman, 2016）。会計基準設定者（監査人）の目的は，一般に公正妥当な会計原則に準拠して，適正な貸倒引当金を計上して，財務諸表の透明性に資することである。他方で，監督当局の目的は預金者保護と金融システムの安定であるため，保守的な貸倒引当金の見積りが選好される。また，銀行の経営者は，キャッシュ・フロー見積法による引当において，キャッシュ・フローの見積りを通じて，見積額を裁量的に調整できるかもしれない（例えば，小藤，2004）。そのため，キャッシュ・フロー見積法によって算定された一般貸倒引当金の十分性については，本研究の分析の範囲を超えるため将来の課題としたい。

【参考文献】

Ahmed, A., Thomas, S., Takeda, C., 1999. Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management, and signaling effects. Journal of Accounting and Economics 28, 1-26.

Balla, E., Rose, M., Romero, J., 2012. Loan loss reserve accounting and bank behavior. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief 12-3, 1-4.

Boot, A., 2000. Relationship banking: what do we know? Journal of Financial Intermediation 9, 7-25.

Bushman, R., 2016. Transparency, accounting discretion, and bank stability. Economic Policy Review 22, 129-149.

Dugan, J., 2009. Loan loss provisioning and pro-cyclicality. Remarks by John C. Dugan, Comptroller of the Currency, before the Institute of International Bankers（http://www.occ.gov/news-issuances/speeches/2009/pub-speech-2009-16.pdf.）.

Heckman, J., 1976. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. Annals of Economic and Social Measurement 5, 475-492.

Heckman, J., 1979. Sample selection bias as a specification error. Econometrica 47, 153-162.

Kanagaretnam, K., Lobo, G., Mathieu, R., 2003. Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions. Review of Quantitative Finance and Accounting 20, 63-80.

Lennox, C., Francis, J., Wang, Z., 2012. Selection models in accounting research. The Accounting Review 87, 589-616.

Nichols, D., Wahlen, J., Wieland, M., 2009. Publicly traded vesus privately helded: implication for conditional conservatism in banking accounting. Review of Accounting Studies 14, 88-122.

Rajan, R.G., 1998. The past and future of commercial banking viewed through an incomplete contract lens. Journal of Money, Credit, and Banking 30, 524-550.

Schaffer, M.E., Stillman, S., 2006. XTOVERID: Stata module to calculate tests of overidentifying restrictions after xtreg, xtivreg, xtivreg2, xthtaylor. Statistical Software Components S456779, Boston College Department of Economics, revised 05 Jan 2016（http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456779.html）.

Wall, L., Koch, T., 2000. Bank loan-loss accounting: a review of theoretical and empirical evidence. Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review 85, 1–19.

White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. Econometrica 48, 817-838.

Wooldridge, J., 2006. Introductory Econometrics: A Modern Approach, Cengage Learning.

Wooldridge, J., 2010. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Second edition. MIT Press, Cambridge（MA）.

梅澤俊浩，2015，「銀行業における貸倒引当金繰入額の期待モデルの構築」，『産業経営』51，75-107頁。

梅澤俊浩，2016，「地方銀行の貸倒引当金繰入額に係る裁量的行動」，『現代ディスクロージャー研究』15，41-84頁。

梅澤俊浩，2018，「中小金融機関とキャッシュ・フロー見積法」，『商経論集』53（1・2・3・4），1-28頁。

梅澤俊浩，2020，「監査人の規模が地域銀行の貸倒引当金に及ぼす影響」,『龍谷大学経営学論集』59（1・2），21-41頁。

榎本正博，2014，「会計方針の変更に関する基礎的分析」，『国民経済雑誌』210（5），29-65頁。

岡部孝好，1994，『会計報告の理論―日本的会計の探求―』，森山書店。

奥田真也，2001，「銀行の貸倒引当金設定をめぐる会計政策: 税務政策・自己資本比率規制への対応の観点から」，『一橋論叢』126（5），553-565頁。

加藤千雄，2004，「邦銀の不良債権処理行動について」，『産業経理』64（1），61-70頁。

金融監督庁，1999，『預金等受入金融機関に係る検査マニュアル』（1999年7月1日）。

金融再生委員会，1999，『資本増強に当たっての償却・引当についての考え方』（1999年1月25日）。

金融審議会 金融分科会 第二部会，2003，『リレーションシップバンキングの機能強化に向けて』（2003年3月27日）。

金融庁，2002，『金融再生プログラム―主要行の不良債権問題解決を通じた経済再生―』（2002年10月30日）。

金融庁，2003，『預金等受入金融機関に係る検査マニュアル』（2003年2月25日改訂）。

金融庁，2019，『検査マニュアル廃止後の融資に関する検査･監督の考え方と進め方』（2019年12月18日）。

小藤康夫，2004，「DCF法は従来の方法よりも本当に不良債権に対して厳しい引当を行うのか？」，『商学研究所報』35（3），1-22頁。

隋清遠，2008，『銀行中心型金融システム―バブル期以降の銀行行動の検証―』，東洋経済新報社。

全国銀行協会連合会，1998a，『銀行業における決算経理基準等について』（1998年9月7日）。
全国銀行協会連合会，1998b，『担保・保証付債権の貸倒償却の取扱いについて（ご連絡）』（1998年10月6日付平10調々第 177号）。
高須悠介，2018，「貸倒引当金の保守性と将来業績」，『横浜経営研究』38（3・4），165-180頁。
高須悠介・中野誠，2016，「貸倒引当金の保守性と利益評価」，『横浜経営研究』36（3・4），33-54頁。
田中建二，1995，「現在価値測定の役割」，『會計』148（4），29-41頁。
田中建二，1997，「貸付金の減損（1）」，『企業会計』49（5），113-117頁。
西澤茂，1997，「現在価値による会計測定の意義と問題点」，『會計』15（5），71-85頁。
西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮，2019，『計量経済学』，有斐閣。
日本銀行，2001，『信用格付を活用した信用リスク管理体制の整備』（2001年10月3日）。
日本銀行，2003，『貸出の経済価値の把握とその意義―金融機関・企業のビジネスモデルの変革に向けて―』（2003年4月28日）。
日本銀行金融機構局，2005，『内部格付制度に基づく信用リスク管理の高度化』（2005年7月28日）。
日本銀行金融機構局，2017，『金融システムレポート別冊 地域金融機関における貸倒引当金算定方法の見直し状況』（2017年4月12日）。
日本経済新聞，2003a，「要管理先債権，引当率10ポイント上昇――大手銀，前期20－50%に。」『日本経済新聞』朝刊，4頁（2003年5月3日）。
日本経済新聞，2003b，「大分銀，DCF法導入，不良債権処理を加速――9月中間，最終利益2.5倍。」『日本経済新聞』朝刊，14頁（2003年11月18日）。
日本公認会計士協会，1997，『銀行等監査特別委員会報告第4号 銀行等金融機関の資産の自己査定に係る内部統制の検証並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針』（1997年4月15日）。
日本公認会計士協会，1999，『銀行等監査特別委員会報告第4号 銀行等金融機関の資産の自己査定に係る内部統制の検証並びに貸倒償却及び貸倒引当金の監査に関する実務指針』（1999年4月30日改正）。
日本公認会計士協会，2003a，『銀行等金融機関において貸倒引当金の計上方法としてキャッシュ・フロー見積法（DCF法）が採用されている場合の監査上の留意事項』（2003年2月24日）。
日本公認会計士協会，2003b，『銀行等金融機関の正常先債権の貸倒実績率又は倒産確率に基づく貸倒引当金の計上における一定期間に関する検討』（2003年2月24日）。
日本公認会計士協会，2003c，『主要行の監査に対する監査人の厳正な対応について』（2003年2月24日）。
日本公認会計士協会，2019，『「検査マニュアル廃止後の融資に関する検査･監督の考え方と進め方」（案）に対する意見について』（2019年10月25日）。
花崎正晴，2008，『企業金融とコーポレート・ガバナンス―情報と制度からのアプローチ』，東京大学出版会。
堀内昭義，2006，「日本の銀行危機とその対応策の評価」，『フィナンシャルレビュー』 86，99-121頁。
間下聡，2003，「政府による資産査定の厳格化の動向―主要行に要請される要管理先大口債務者へのDCF法適用―」，『金融制度情報』7，1-17頁。
宮内惇至，2015，『金融危機とバーゼル規制の経済学―リスク管理から見る金融システム』，勁草書房。
矢瀬敏彦，2008，「日本の銀行における裁量的会計行動の分析：BIS規制導入以降の銀行の行動」，『オイコノミカ』45（2），65-88頁。